

勞 動 經 濟 論 集
第20卷(2), 1997. 12. pp.129~146
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

利潤配分制度和 雇傭安定性

—企業패널資料에 의한 實證分析*—

許 湜 **

< 目 次 >

I. 序 論	IV. 資料의 說明과 主要變數의 基礎統計
II. 理論的 背景과 既存의 實證研究	V. 推定結果
III. 推定模型의 設定	VI. 要約 및 結論

I. 序 論

Martin L. Weitzman 교수는 국민경제내 고용량·산출량·물가수준은 개별기업에 의해 결정된다고 보고, 거시경제의 문제를 해결하기 위해서 전통적 수요관리정책보다는 미시경제적 동기(microeconomic incentives)에 입각한 구조적 변화(structural changes)가 더욱 시급하다고 주장하였다. 그의 저서 *The Share Economy*(1984)에서 물가상승을 초래하지 않고 완전고용수준을 달성하기 위해서는 기존의 임금지불체계가

* 이 논문은 1996년도 중앙대학교 연구지원처 학술연구비에 의해 연구되었다. 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원에게 감사할 드린다. 자료처리에 도움을 준 강상구(중앙대 박사과정)군에게도 고마움을 표한다.

** 중앙대학교 사회과학대학 경제학과 교수.

기업의 성과와 연계된 임금체계(profit-related pay)로 전환되어야 한다고 역설하였다. 그가 제시한 임금체계는 근로자에게 기본임금(a base wage) 이외도 기업의 이윤 또는 수입의 일부분(a share of profits or revenues)을 지급하는 방식을 의미한다. 흔히 이러한 집단적 임금지불방식을 이윤배분제도(profit-sharing)라고 부른다.¹⁾

스태그플레이션을 치유하기 위해 제시된 이윤배분제도는 경제적 효과 측면에서 두 가지 주요 이론으로 대별된다. 첫째는 이윤배분제도를 실시하게 되면 생산성 향상으로 기업의 성과가 증대된다는 것이고, 둘째는 이윤배분제도의 도입은 경기변동에 대한 임금의 유연성 증가를 가져와 고용의 안정성이 보장된다는 것이다. 일반적으로 전자를 이윤배분제도에 대한 生産性理論(productivity theory)이라 부르고, 후자를 그에 대한 安定性理論(stability theory)이라 부른다.²⁾

현재 이윤배분제도의 이론적 가설에 대한 실증분석이 활발히 진행되고 있다. 국외의 경우 생산성이론과 안정성이론에 대한 실증적 분석이 동시에 이루어진 반면, 국내의 경우에는 생산성이론에 관한 연구가 다소 이루어졌으나 안정성이론에 대한 실증적 분석은 전무한 실정이다.³⁾ 본 논문의 목적은 한국의 기업단위 자료를 이용하여 이윤배분제도와 고용안정성간의 관계를 실증적으로 규명하는 데 있다.

한국의 이윤배분제도에 대한 주요한 특징 두 가지를 살펴보면, 하나는 성과배분이 변동적 보상이기보다는 대체로 고정급화되어 있다는 점인데, 이는 임금의 유연성을 통한 고용안정성 효과를 약하게 만드는 요인으로 작용될 수 있다. 또 다른 하나는 성과에 대한 정확한 지표 및 산출방법이 없어서 상황에 따라 편의적으로 배분한다는 점인데, 이는 대체로 임금인상을 보전하기 위한 편법으로 나타나 이윤배분제도의 경제적 효과를 거두기 어렵게 한다. 이런 특징은 많은 한국기업들이 이윤배분제도를 도입하려는 현 시점에 상당한 정책적 의미를 지니게 된다.

본 논문의 구성은 제II장에서 이윤배분제도의 이론적 배경에 대하여 살펴보고 이에 관한 기존의 실증연구를 정리한다. 제III장에서는 이윤배분제도와 고용안정성간의 관계를 분석하기 위한 추정모형을 설정한다. 제IV장에서 수집자료의 설명과 추정방정식에

-
- 1) 임금형태를 시간급과 성과급으로 나눌 때 이윤배분제도는 엄밀하게 말하자면 집단적 성과급제도의 한 형태이다. 그러나 기업의 성과와 연계된 임금형태를 통상 이윤배분제도라고도 부른다.
 - 2) 1986년 영국 정부는 심각한 실업률을 해소하기 위해 이윤배분제도를 도입하는 기업에 세제혜택을 제공한다는 내용의 綠書(Green Paper)를 발행하였고, 싱가포르 정부는 임금 유연성의 증가와 미래의 경기침체를 완화시키는 수단으로 이윤배분제도를 적극 권장하고 있다. 그리고 현재 많은 나라에서 이윤배분기업의 비율이 점차적으로 증가되어가는 추세이다.
 - 3) 국내외적으로 생산성이론에 관한 서베이는 한광호·남성일(1995)을 참조하고, 국외적으로 안정성이론에 관한 서베이는 Chelius and Smith(1990)와 Kruse(1991)를 참조하기 바란다.

쓰여질 주요변수들의 기초통계량을 살펴본 후, 제V장에서는 전체 표본, 업종별·기업 규모별 추정결과를 분석한다. 마지막 장에서는 논문의 결과를 요약하고 후행연구에 관하여 살펴보면서 끝을 맺는다.

II. 理論的 背景과 既存의 實證研究

1. 理論的 背景

이윤배분경제에서 낮은 실업률과 경기변동에 따른 고용의 안정성을 가져다 준다는 이론은 Weitzman(1983, 1984, 1985, 1986)에 의하여 체계화되었다. 이윤배분기업은 단기 측면에서 노동에 대한 한계수입생산물(MRP_L)이 노동에 대한 한계비용(MC_L)보다 크다고 여기어 항상 노동의 초과수요에 직면한다. 이런 현상은 노동시장에서 낮은 실업률을 야기시킬 뿐만 아니라 경기변동에 따른 고용의 안정성도 가져다 준다. 이런 관계를 보다 자세히 살펴보기로 하자.

먼저 이윤배분기업의 근로자가 다음의 시장(평균)임금수준을 받는다고 가정하자.

$$c = w + s[R(L) - wL], \quad 0 < s < 1 \quad \dots\dots\dots (1)$$

여기서 R(L)은 생산요소가 노동(L)만인 기업수입함수이고, s는 집단적으로 근로자에게 지불되는 이윤배분율이고, w는 기본임금이다. 이윤배분기업은 다음의 이윤극대화 문제에 직면하게 된다.

$$\begin{aligned} \text{Max } & R(L) - cL \\ & = R(L) - [(1-s)wL + sR(L)] \\ & = (1-s)[R(L) - wL] \end{aligned}$$

단기적으로 s가 고정이라면 이 기업의 이윤극대화를 충족하는 노동수요량은 아래의 1차조건에서 결정된다.

$$R'(L) = w \quad \dots\dots\dots (2)$$

즉 단기적으로 이윤배분기업은 노동에 대한 한계수입생산물과 기본임금이 일치되는

점까지 근로자를 고용하게 된다. 여기서 유의할 사항은 (2)식이 노동시장의 균형을 보장하지 않는다는 것이다. 왜냐하면 이윤배분기업의 노동수요행위는 (2)식에서처럼 기본 임금(w)에 따라 결정되나, 근로자의 노동공급행위는 평균임금수준(c)에 의해 이루어진다. 따라서 기본임금이 평균임금보다 낮은 한($w < c$) 이윤배분기업은 단기적으로 노동공급이 제약되어 항상 노동의 초과수요를 직면하게 된다. 그러나 장기적으로는 이윤배분기업이 노동시장균형을 보장하는 이윤극대화 산출량 수준을 결정하기 때문에 노동에 대한 한계수입생산물과 시장임금수준(c)이 일치하게 된다. 즉 $R'(L) = c$ ($MRP_L = MC_L$). 이런 과정은 임금계수(w, s)의 조정으로 장기적으로 가능하게 된다.⁴⁾

결국 장기적으로 이윤극대화 산출량을 추구하는 이윤배분기업은 단기적으로는 항상 노동에 대한 한계수입생산물이 기본임금보다 크다고 여겨, ($R'(L) > w$ ($MRP_L > MC_L$)), 추가고용을 통한 한계수입을 증대하려고 할 것이다. 이것이 바로 이윤배분기업이 단기적으로 노동의 초과수요에 항상 직면하게 되어 경제전반에 걸쳐 낮은 실업률이 유지된다는 이론적 배경이다.⁵⁾

다음은 위 사실을 근거로 하여 이윤배분제도가 고정임금제도(fixed-wage system)보다 경기변동에 대한 고용량의 변동이 더욱 안정적이라는 측면을 살펴보자. 두 제도를 비교하기 위해 노동시장의 균형점에서 출발하자.

먼저 몇 개의 기업만이 負(-)의 수요충격(negative firm-specific demand shock)에 직면하여 있고 해당기업의 근로자들은 自發的인 移職(voluntary labor turnover)이 가능하다고 가정하자. 이윤배분기업에서 최초의 임금수준은 $c = w + s[(R(L)-wL)/L]$

4) 만약 이윤배분기업이 장기적으로 다른 경쟁기업들보다 임금수준을 낮게 하면 노동공급의 제약으로 노동시장의 균형을 달성하지 못한다.

5) 몇몇 경제학자들에 의해 이윤배분제도의 이론적 비평이 다음과 같이 제기되었다.

① 이윤배분제도에서 추가고용은 기존근로자들의 임금감소를 초래하여 그들은 이 제도의 실시를 반대한다 (Summers, 1986).

② 이윤배분제도에서 기업이윤은 근로자에게 분배됨으로써 고용주는 새로운 투자를 꺼리는 경향이 있다 (Summers, 1986; Estrin, Groult and Wadhvani, 1987).

③ 효율성 임금이론(efficiency wage theory)에 의하면 이윤배분제도에 대한 생산성 향상의 효과가 나타나지 않는다. 즉 노동생산성이 임금에 의존할 경우 이윤배분제도에서 추가고용에 따른 임금하락으로 나타나 결국 노동생산성을 하락시킨다(Levine, 1989).

④ 완전고용균형에서 기업들은 평균임금을 노동의 한계비용으로 간주하여 결국에는 노동의 초과수요에 대한 효과를 제거시킨다(Nordhaus, 1988).

⑤ 이윤배분제도는 흔히 집단유인제도에서 발생하는 일부 근로자의 무임승차문제(free-rider problem)가 나타날 수 있다(Blinder, 1990).

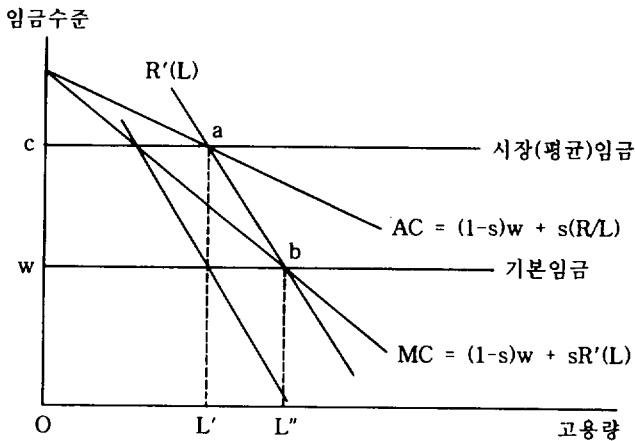
이들 비평에 대한 몇 개의 반응은 Weitzman(1986, 1988)을 참조.

이다. 그러나 부의 경제충격 후 새로운 기업수입함수는 $R'(L) < R(L)$ 이 되고 임금수준이 다음과 같이 떨어진다.

$$c' = w + s[(R'(L)-wL)/L] < c = w + s[(R(L)-wL)/L]$$

이런 경우 충격에 직면한 기업의 근로자들은 임금수준이 높은 일자리로 옮기려고 할 것이다. 항상 초과수요에 직면하고 있는 이윤배분기업에서는 근로자의 이직으로 $R(L)/L$ 의 증가와 임금계수(w, s)의 상향조정으로 임금수준이 점차 시장수준으로 상승하게 되어 근로자의 이직행위를 감소시킨다. 그러나 고정임금기업에서는 負의 경제충격으로 근로자의 해고가 초래하게 된다. 따라서 고정임금기업보다 이윤배분기업에서 적은 고용량의 변동이 발생하게 된다. 한편 경제내 모든 기업들이 동일한 負의 충격을 직면하는 경우(general negative demand shock)에서도 같은 원리를 적용하여 이윤배분기업이 고용량의 변동이 적어진다는 것을 알 수 있다.

[그림 1] 수요충격이 고정임금기업과 이윤배분기업의 고용량에 미치는 영향



이런 사실은 [그림 1]에서 잘 나타나 있다. 당초 고정임금기업은 a점에서 고용량수준 L' 을 결정하고 이윤배분기업은 b점에서 고용량수준 L'' 만큼 결정하고 싶지만 노동공급의 제약으로 L' 만 고용하게 되어 항상 초과노동수요에 직면하고 있다. 負의 충격이 발생하여 한계수입곡선이 좌측으로 이동할 경우 고정임금기업은 L' 이하로 고용량을 감소시키나, 초과수요에 항상 직면한 이윤배분기업은 새로운 고용량수준이 L' 이하가 아닌 한 고용량의 변동이 없을 것이다.

正(+의 수요충격(positive demand shock)이 경제에 발생하는 경우 두 제도의 경제

효과는 거의 비슷하다. 왜냐하면 正의 충격으로 인한 고정임금제도하의 일시적인 초과 수요와 이윤배분제도하의 영구적인 초과수요는 임금수준의 상승으로 노동공급의 제약이 완화되어 고용증대 효과가 비슷하게 나타나기 때문이다.

2. 既存의 實證研究

외국의 경우 이윤배분제도에 대한 안정성이론은 두 가지 측면에서 실증분석이 진행되어져 왔다. 첫째로 이윤배분기업이 과연 고용량 결정시 기본임금만을 고려할 것인지를 실증분석한 논문들이다. 이에 대한 가설이 검증되면 이윤배분기업은 노동의 초과수요에 직면하여 경제는 낮은 실업률이 유지될 것이다. 이에 대한 분석 결과는 명확하지 않다. 일본 보너스제도의 총체적 자료를 이용하여 Freeman-Weitzman(1987)은 낙관적인 결과를 도출하였으나, Estrin, Grout-Wadhvani(1987)의 결과는 비관적이었다. 한편 영국의 기업단위 자료를 이용하여 Estrin-Wilson(1989)과 Bradley-Estrin (1992)은 낙관적인 결과를 도출하였으나, Wadhvani-Wall(1990)의 결과는 만족스럽지 못하였다. 그리고 Jones-Pliskin(1988)은 역시 영국의 기업단위 자료를 이용하여 혼합적인 결과를 도출하였다.

둘째로 이윤배분제도와 고용의 안정성간 실증분석에 대한 결과를 살펴보면 다음과 같다. Chelius-Smith(1990)는 미국의 경우 負의 경제충격이 발생하는 연도(1987년)에 이윤배분제도를 실시하는 기업들이 비실시 기업들에 비해 고용의 변동이 안정적이라는 결과를 얻었다. 또한 미국 기업단위 자료를 이용한 Kruse(1991)는 제조업부문에서 이윤배분제도를 실시하는 기업이 비실시 기업보다 負의 경제충격 발생시 약 1.1% 고용 변동률이 낮게 나타났다. 그러나 Bradley-Estrin(1992)은 이윤배분제도를 실시하는 영국의 John Lewis Partnership기업과 다른 경쟁 네 기업의 자료를 이용하여 분석한 결과 만족한 결과를 도출하지 못하였다.

국내의 경우 설문조사를 통해 이윤배분제도에 대한 고용효과를 조사한 것이 고작이다(예를 들자면 남성일 1993; 김재원 1994). 조사에 의하면 기업의 성과와 연계된 임금제도를 실시할 경우 이직의 감소, 해고 가능성의 감소, 우수인력의 채용 등에 대체적으로 긍정적인 반응이 나타났다. 그러나 구체적인 추정모형을 사용하여 실증분석을 한 논문이 없는 실정이다.

Ⅲ. 推定模型의 設定

이윤배분제도와 고용안정성간의 관계를 추정하기 위해 Kruse(1991)의 수정된 고용 성장방정식(modified employment growth equation)을 이용한다. 먼저 선형추세(linear trend)를 표시하는 다음과 같은 고용성장 방정식을 상정하자.

$$L_{it} = \exp(a + bt + ctPS_{it}) \dots\dots\dots (3)$$

여기서 L_{it} 는 t년도 i기업의 고용량, t는 시간변수, PS_{it} 는 t년도 i기업의 이윤배분 더미변수로 표시된다. b는 고용성장 추세를 표시하는 계수이고 c는 이윤배분제도와 관련된 고용성장 추세를 나타내는 계수이다.

우리의 관심은 경기변동 발생시 고용량의 변화에 있으므로 이를 고려한 수정된 고용 성장 방정식은 다음과 같다.

$$L_{it} = \exp(a + bt + ctPS_{it}) * (BC_t)^{\alpha + \beta PS_{it}} \dots\dots\dots (4)$$

여기서 BC_t 는 t년도의 경기변동변수, 계수 α 는 경기변동에 대한 기업의 고용탄력성을 나타내고, 계수 β 는 경기변동에 대한 이윤배분기업과 비이윤배분기업의 반응에 대한 차이를 표시한다. 통상 계수 α 는 경기변동에 따라 고용변동이 같은 방향으로 움직이므로 陽으로 예상되고, 이윤배분 더미변수에 대한 계수 β 는 이론적으로 이윤배분기업에서 낮은 고용변동을 나타내므로 陰이 예상된다.

양변의 로그를 취한 후 1차 차분을 하면 우리가 사용할 추정방정식이 유도된다.

$$\Delta \ln(L)_{it} = c \Delta PS_{it} + \alpha \Delta \ln(BC)_t + \beta \Delta (PS_{it} \ln(BC)_t) + b_i + e_{it} \dots\dots\dots (5)$$

여기서 $\Delta \ln(L)_{it} = \ln(L_{it}) - \ln(L_{it-1})$, $\Delta PS_{it} = PS_{it} - PS_{it-1}$, $\Delta \ln(BC)_t = \ln(BC_t) - \ln(BC_{t-1})$, $\Delta (PS_{it} \ln(BC)_t) = PS_{it} \ln(BC_t) - PS_{it-1} \ln(BC_{t-1})$ 를 표시한다. 그리고 상수항 b_i 는 개별효과(individual effect)를 나타낸 것으로, 기업마다 상수항이 다르다고 가정한다.⁶⁾

6) 패널자료 이용시 상수항 처리에 따라 두 가지 모형으로 설정될 수 있다. 고정효과모형(fixed effects model)은

1차 차분한 우리의 추정방정식은 負(-)의 경기변동과 正(+)의 경기변동을 구분하면서 각 경제충격하의 이윤배분제도와 고용안정성간의 관계를 분석하는 데 용이하다. 이윤배분제도의 이론에 의하면 이윤배분기업에서는 負의 경제충격시 낮은 고용감소가 발생할 것이고, 正의 경제충격시 적어도 비이윤배분기업과 비슷한 고용증가를 초래할 것으로 예상된다.

한편 추정방정식에 실질적으로 중요변수로 간주되는 임금수준의 변동($\Delta \ln(W)$)을 독립변수로 취급하고 추정한다. 또한 고용량의 심각한 변동을 통제하기 위하여 각 기업의 자본량의 변동($\Delta \ln(K)$)도 넣고 추정한다.

IV. 資料의 說明과 主要變數의 基礎統計

1. 資料의 說明

본 논문에서 사용되는 개별자료들은 1994년에 한국경영자총협회가 실시한 이윤배분 설문자료와 『한국기업총람』의 재무재표 자료와 연결하여 구한 패널자료이다. 사용된 총 표본수는 한국경영자총협회가 실시한 이윤배분 설문자료에 응답한 총 212개 기업 중 재무자료와 연결 가능한 67개 기업을 대상으로 하여 과거 7년 동안(1987~94년)의 관측치를 모두 합하면 469개가 된다. 설문자료에는 현재 이윤배분 실시의 유무 그리고 과거의 이윤배분 실행기간이 나타나 있다.

총 469개의 자료로부터 이윤배분제도를 실시하는 경우와 비실시하는 경우에 대한 표본의 수는 <표 1>에 나타나 있다. 특히 업종별·기업규모별로 자료의 특징을 살펴보면 비제조업부문보다 제조업부문에서, 그리고 중소기업보다는 대기업에서 이윤배분제도 실시표본의 수가 대체적으로 높게 나타났다.

상수항 b_i 를 고정된 것으로 취급하는 모형이고, 확률효과모형(random effects model)은 상수항 b_i 를 정규분포를 갖는 확률변수로 취급하는 모형이다. 본 논문에서 두 모형의 적합성을 판정하기 위해 Hausman(1978)의 검증을 실시한 결과 검증통계량 χ^2 값이 유의수준 1%의 임계치보다 적게 나와 확률효과모형이 타당한 것으로 나타났다. 그리고 Taylor (1980)의 검증으로도 확률효과모형이 적합한 것으로 나타났다.

<표 1> 업종별·규모별 이윤배분제도의 실시와 비실시에 대한 표본수

(단위 : 개)

	이윤배분제도	
	실시	비실시
전체(469개)	109	360
업종별		
제조업(364개)	92	272
비제조업(105개)	17	88
규모별		
대기업(280개)	85	195
중소기업(189개)	24	165

주 : 업종구분은 한국표준산업분류기준(통계청고시 제91-1호)에 따른 것이고, 대기업과 중소기업의 구분은 고용인수 1,000인을 기준으로 함.

2. 主要變數의 基礎統計

추정방정식에 사용된 모든 변수들의 정의는 <표 2>에 나타나 있다. 먼저 이윤배분 변수는 자료수집의 한계로 각 기업의 이윤배분 여부에 따라 더미변수를 사용하였다(실시=1, 비실시=0).⁷⁾ 그리고 경기변동변수의 추정기준으로 실업률과 국내총생산을 사용하였다. UR은 계수 α 가 陽으로 추정되기 위해 $\ln(1-\text{실업률})$ 을 이용하였고, GDP는 경상가격 국내총생산을 도매물가지수로 디플레이트한 실질치를 시간에 대해 추정한 (detrended) 잔차항을 이용하였다. 이 잔차항은 시간추세에 대한 $\ln(\text{국내총생산})$ 의 % 편차를 나타낸다. 그리고 고용량의 심각한 변동을 통제하기 위하여 사용된 각 기업의 자본량변수는 기업의 총자산가치(book value of total asset)를 이용한다.

이윤배분제도와 고용안정성간의 관계를 추정하기에 앞서 주요변수들의 기초통계량을 살펴보기로 하자. 총표본수 중 이윤배분제도를 실시하는 경우와 실시하지 않는 경우로 구분하여 주요변수들의 평균과 표준편차는 <표 3>에 있다.

7) 실제적으로 이윤배분제도의 효과를 정확히 추정하기 위해 이윤배분제도와 관련된 고용량이 총고용량에서 차지하는 비중 또는 이윤배분제도와 관련된 임금이 총임금에서 차지하는 비중 등의 연속형 변수가 더욱 유용하다. 그러나 자료수집의 어려움으로 본 논문에서는 이윤배분 더미변수를 사용한다. 이윤배분제도는 흔히 근로자에 대한 보상의 일부를 기업의 성과에 연계하여 사후적으로 지급하는 제도로 이해되고, 지불방법에는 현금일시불(current cash flow), 연금(pension)을 통한 연시불(deferred payment), 종업원지주제(employee stock ownership plan) 등이 있다. 한국의 경우에는 대부분 현금일시불인 특별상여금형태로 이루어지고, 미국의 경우 Kruse(1991)에 의하면 대부분이 연금형태 내지 연금과 현금일시불의 혼합형태로 이루어진다.

<표 2> 변수의 정의

변 수	정 의
$\Delta \ln(L)$	t-1년에서 t년 동안 기업 i의 $\ln(\text{고용량})$ 의 변동
PS	t년도 기업 i의 이윤배분더미(실시=1, 비실시=0)
UR	t년도 $\ln(1-\text{실업률})$ 의 경기변동변수
GDP	t년도 디트렌드한(detrended) $\ln(\text{국내총생산})$ 의 경기변동변수*
$\Delta(BC)$	t-1년에서 t년 동안 (경기변동변수)의 변동
$\Delta(PS*BC)$	t-1년에서 t년 동안 (PS*경기변동변수)의 변동
$\Delta \ln(W)$	t-1년에서 t년 동안 기업 i의 $\ln(\text{1인당 총임금})$ 의 변동
$\Delta \ln(K)$	t-1년에서 t년 동안 기업 i의 $\ln(\text{총자산})$ 의 변동

주 : * $\ln(\text{국내총생산})$ 을 시간변수에 대하여 추정한 결과의 잔차항(residuals)을 의미함. 이것은 시간추세에 대한 $\ln(\text{국내총생산})$ 의 %편차를 나타냄.

<표 3> 이윤배분제도 실시표본과 비실시표본에 대한 주요변수의 평균과 표준편차

	전 체 평균(표준편차)	실시표본 평균(표준편차)	비실시표본 평균(표준편차)
$\Delta \ln(L)$	0.0126(0.1102)	0.0086(0.0743)	0.0138(0.1190)
$\Delta \ln(W)$	0.1467(0.2273)	0.1151(0.2547)	0.1534(0.1796)
負(-)의 수요충격			
ΔUR	-0.0114(0.0183)	-0.0161(0.0219)	-0.0100(0.0168)
$\Delta(PS*UR)$	-0.0157(0.0608)	-0.0674(0.1131)	-0.0007(0.0144)
ΔGDP	-0.0145(0.0149)	-0.0183(0.0146)	-0.0134(0.0148)
$\Delta(PS*GDP)$	-0.0035(0.0093)	-0.0147(0.0138)	-0.0000(0.0000)
正(+)의 수요충격			
ΔUR	0.0252(0.0299)	0.0225(0.0273)	0.0260(0.0306)
$\Delta(PS*UR)$	0.0048(0.0156)	0.0195(0.0265)	0.0000(0.0000)
ΔGDP	0.0105(0.0122)	0.0065(0.0109)	0.0118(0.0123)
$\Delta(PS*GDP)$	0.0017(0.0065)	0.0067(0.0115)	0.0000(0.0000)

주 : 負의 수요충격과 正의 수요충격을 구별하기 위해 가시변수(spline variable)를 사용함. 負의 수요충격의 가시변수는 경기변동변수가 감소하면 $\Delta(BC)$ 의 값을 가지고 그렇지 않으면 0을 가짐. 正의 수요충격의 가시변수는 경기변동변수가 증가하면 $\Delta(BC)$ 의 값을 가지고 그렇지 않으면 0을 가짐.

고용량변동($\Delta \ln(L)$)의 경우 이윤배분제도 실시표본이 비실시표본보다 대체로 낮게 나타났으며 표준편차도 낮게 나타났다. 한편 임금변동($\Delta \ln(W)$)의 표준편차를 살펴보면 이윤배분제도 실시표본에서 훨씬 크게 나타났다. 이는 기초통계량을 통해 볼 때 비실시기업에서 임금의 경직성(wage rigidity)으로 말미암아 고용량변동의 크기와 가변

성이 훨씬 크다는 것을 의미한다. 그리고 수요충격을 나타내는 UR과 GDP의 변동 즉, ΔUR 와 ΔGDP 은 실시표본과 비실시표본과의 차이가 확연히 나타나지는 않지만, 이윤배분제도와 관련된 UR과 GDP의 변동, 즉 $\Delta(PS*UR)$ 와 $\Delta(PS*GDP)$ 은 이윤배분제도 실시표본에서 대체적으로 크게 나타났다. 그 이유는 우리가 이윤배분변수를 더미변수(실시=1, 비실시=0)로 사용했기 때문이다.

이런 현상은 업종별과 기업규모별에서도 각기 비슷한 결과가 나타났다. 이에 대한 주요변수들의 평균과 표준편차에 대한 표는 생략하기로 한다.

V. 推定結果

패널자료를 이용하는 우리의 추정모형은 상수항 b_i 의 처리에 따라 固定效果模型(fixed effect model)과 確率效果模型(random effect model)으로 나누어 분석할 수 있다. 본 논문에서는 두 모형의 적합성을 판정하기 위해 Hausman(1978)의 검정과 Taylor(1980)의 검정을 실시한 결과 확률효과모형이 타당한 것으로 나타나 이에 대한 추정결과만 수록하였다.

1. 全體標本 推定結果

전체 표본을 대상으로 경기변동변수에 대한 기업의 고용탄력성을 나타내는 계수 α 와 이윤배분기업과 비이윤배분기업의 고용반응에 대한 차이를 나타내는 계수 β 의 추정결과는 <표 4>에 나타나 있다. 표에서 나타나지 않은 임금수준, 이윤배분 더미변수, 기업자본량의 변동에 대한 추정치는 부표에 제시되었다.

먼저 실업률의 경기변동변수(UR)에 대한 추정결과를 살펴보자. 이론적 가설에서 예상한 것처럼 계수 α 는 양수의 값으로 추정되었다. 즉 실업률 1% 감소(증가)는 약 0.89%(0.47%)의 고용감소(증가)를 초래하는 것으로 나타났고 통계적으로도 유의함을 보였다. 이는 모든 기업의 고용변동이 실업률의 경기변동변수에 正의 관계로 잘 반응함을 나타낸다. 그리고 負의 수요충격시 음수로 예상되는 계수 β 는 -0.6040으로 나왔다. 즉 실업률 1% 감소에 이윤배분제도 실시기업은 0.29%의 고용감소(즉 0.89%-0.60%)를 초래하고 비실시기업은 0.89%의 고용감소를 초래함을 나타낸다. 이는 이윤배분제도의 실시가 고용안정성에 미치는 효과가 크다는 것을 의미하나, 계수 β 의 추정치가 통

계적 유의성이 낮아 이에 대한 신빙성은 존재하지 않는다. 正의 충격인 경우에는 -0.0744로 계수값이 매우 작아 이론적 가설에서 예상한 것처럼 이윤배분제도의 실시와 비실시의 차이가 거의 없음을 나타낸다. 다른 경우도 이런 식으로 분석가능하다. 그러나 우리의 관심사인 負의 경제충격시 계수 β 의 추정치를 중심으로 살펴본다.

다음으로 국내총생산의 경기변동변수(GDP)에 대한 추정결과를 살펴보면, 負의 수요충격인 경우 계수 α 의 추정치는 예상된 부호와 일치하고 통계적으로 유의하게 나왔다. 그러나 계수 β 의 추정치는 0.0658로 매우 낮게 나타났고, 이는 이윤배분의 실시와 비실시간에 차이가 없음을 의미한다. 나머지 경우에는 계수들의 부호가 이론적 가설과 일치하지 않거나 추정치들이 통계적으로도 유의하지 못했다.

<표 4> 전체표본 추정결과

	負의 수요충격	正의 수요충격
(1) ΔUR	0.8911(3.031)***	0.4667(3.039)***
$\Delta(PS*UR)$	-0.6040(1.370)	-0.0744(0.225)
$\overline{R^2}$	0.1055	0.1060
자유도	463	463
(2) ΔGDP	0.7963(2.460)**	0.5827(1.508)
$\Delta(PS*GDP)$	0.0658(0.112)	0.6821(0.781)
$\overline{R^2}$	0.1017	0.0957
자유도	463	463

주 : 1) 괄호 안은 t-값의 절대치를 나타냄.

2) **, *** 는 각각 5%, 1%의 유의수준 내에서 통계적 유의성을 나타냄.

3) 실제 추정모형은 위에서 고려한 변수 외에 임금수준, 이윤배분 더미변수, 기업의 자본량 변동이 포함됨.

따라서 전체표본을 대상으로 할 때 고용량의 변화가 경기변동에 민감하다는 결과를 얻었을 뿐, 우리의 관심사인 負의 경제충격시 이윤배분제도가 고용의 안정성을 보장한다는 이론적 예측은 입증되지 않았다.

2. 業種別 및 規模別 推定結果

이제는 기업의 특성에 따라 전체표본을 업종별 또는 기업규모별로 나누어 추정하였다. <표 5>와 <표 6>을 통하여 업종별과 기업규모별의 추정결과 중 주요한 특징을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 기업의 고용탄력성을 나타내는 계수 α 의 값이 비제조업부문보다는 제조업부문에서, 중소기업보다는 대기업에서 크게 나타났고 통계적으로도 유의했다. 이는 경기변동에 따른 고용조정이 비제조업부문이나 중소기업보다 제조업부문이나 대기업에서 비교적 용이함을 의미한다.

<표 5> 업종별 추정결과

	負의 수요충격		正의 수요충격	
	제조업	비제조업	제조업	비제조업
(1) ΔUR	0.9952(3.719)***	0.4210(0.495)	0.5985(3.873)***	-0.0539(0.128)
$\Delta(PS*UR)$	-0.3141(1.290)	-1.1138(0.921)	0.1281(0.393)	-1.4441(1.299)
$\overline{R^2}$	0.1202	0.0918	0.1307	0.0949
자유도	358	99	358	99
(2) ΔGDP	1.3264(4.069)***	-0.7357(0.829)	0.8496(2.168)**	-0.2907(0.274)
$\Delta(PS*GDP)$	-0.7147(1.203)	2.1710(1.309)	0.1135(0.134)	0.1795(1.417)
$\overline{R^2}$	0.1269	0.0967	0.1004	0.0976
자유도	358	99	358	99

주 : 1) 괄호 안은 t-값의 절대치를 나타냄.

2) **, *** 는 각각 5%, 1%의 유의수준 내에서 통계적 유의성을 나타냄.

3) 실제 추정모형은 위에서 고려한 변수 외에 임금수준, 이윤배분 더미변수, 기업의 자본량 변동이 포함됨.

<표 6> 기업규모별 추정결과

	負의 수요충격		正의 수요충격	
	대기업	중소기업	대기업	중소기업
(1) ΔUR	0.8416(2.576)**	0.7609(1.594)	0.5374(2.893)***	0.3926(1.468)
$\Delta(PS*UR)$	-0.1922(0.735)	-0.6176(0.656)	-0.1106(0.312)	-0.3342(0.429)
$\overline{R^2}$	0.1579	0.0637	0.1628	0.0637
자유도	274	183	274	183
(2) ΔGDP	0.9954(2.484)**	0.3560(0.636)	0.9591(2.086)**	0.1098(0.162)
$\Delta(PS*GDP)$	-0.0050(0.007)	0.8381(0.652)	0.4057(0.425)	0.0193(0.009)
$\overline{R^2}$	0.1603	0.0577	0.1549	0.0522
자유도	274	183	274	183

주 : 1) 괄호 안은 t-값의 절대치를 나타냄.

2) **, *** 는 각각 5%, 1%의 유의수준 내에서 통계적 유의성을 나타냄.

3) 실제 추정모형은 위에서 고려한 변수 외에 임금수준, 이윤배분 더미변수, 기업의 자본량 변동이 포함됨.

둘째, 負의 수요충격시 제조업부문과 대기업에서 계수 β 의 값이 일관적으로 陰으로 나왔으나 추정치의 통계적 유의성이 낮게 나왔다. 한편 비제조업부문과 중소기업에서는 추정계수들의 부호가 이론적 가설과 일치하지 않거나 추정치들의 통계적 유의성이 낮게 나타났다.

업종별과 기업규모별 추정결과를 종합해 볼 때 이윤배분제도의 실시비율이 높고 경기변동에 민감한 제조업부문과 대기업에서도 이윤배분제도와 고용안정성간의 관계가 실증적으로 잘 입증되지 않는다. 즉 이들 부문에서 계수 β 의 부호가 陰으로 나왔으나, 이들 계수의 통계적 유의성이 낮아 이윤배분제도의 실시가 고용안정성을 보장한다는 이론적 가설에 대한 설득력은 없다.

VI. 要約 및 結論

본 논문은 Weitzman 교수에 의하여 체계화된 이윤배분제도와 고용안정성간의 관계를 실증적으로 규명하기 위해 과거 7년 동안(1987~94년) 67개의 한국기업자료로 구성된 패널자료를 이용하여 전체표본, 업종별·기업규모별로 추정하여 보았다. 추정결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 전체표본 대상으로 고용량의 변화가 경기변동에 민감하게 반응한다는 결과를 얻었으나, 負의 경제충격시 이윤배분제도가 고용안정성을 보장한다는 이론적 예측은 통계적 유의성의 부족으로 입증되지 않았다.

둘째, 업종별과 기업규모별 추정결과는 경기변동에 대한 기업고용탄력성을 나타내는 계수 α 의 값이 비제조업부문보다는 제조업부문에서, 중소기업보다는 대기업에서 크게 나타났다. 그리고 負의 수요충격시 이윤배분기업과 비이윤배분기업의 고용반응에 대한 차이를 나타내는 계수 β 의 값이 제조업부문과 대기업에서 陰으로 나왔으나 추정치의 통계적 유의성이 낮았다. 한편 비제조업부문과 중소기업에서는 추정계수들의 부호가 이론적 가설과 일치하지 않거나 추정치들이 통계적으로 유의하지 못했다.

모형추정을 통해서 이윤배분제도의 실시가 고용안정성을 보장한다는 Weitzman의 이론은 제대로 입증되지 않았다. 이러한 결과는 두 가지 측면에서 해석될 수 있다. 첫째, 한국의 성과배분이 변동적 보상이기보다는 대체로 고정급화되어 있어 임금유연성을 통한 고용안정성의 효과를 약하게 할 수 있다는 점이다. 둘째, 자료수집의 한계로 인해 이윤배분 더미변수를 사용했기 때문에 이윤배분제도의 효과를 약하게 만들 수도 있다.

Kruse(1991)에서도 이산형 이윤배분변수의 계수들이 유의하지 못한 결과가 나왔으나, 기업의 총근로자수에 이윤배분에 관련된 근로자수로 표현된 연속형 이윤배분변수에서는 통계적 유의성이 높게 나왔다.

기업단위에 대한 이윤배분제도의 효과를 좀더 정확히 분석하려면 풍부하고 다양한 차원(dimension)의 자료가 필요하다. 그러나 실상 자료수집의 한계로 자세한 효과를 분석하는 데 많은 어려움을 겪는다. 따라서 후행연구로서 다음의 측면들을 재고할 필요가 있다.

첫째, 이윤배분제도의 효과를 정확한 추정하기 위해서는 연속형 이윤배분변수를 사용해야 한다. 즉 기업의 총고용량 중 이윤배분 관련된 고용비중 또는 총임금 중 이윤배분과 관련된 임금비중으로 나타난 연속형 이윤배분제도가 필요하다. 따라서 이윤배분에 대한 설문조사시 이윤배분의 유무만 표기하기보다는 이윤배분과 관련된 종업수 및 임금액수를 나타내도록 해야 한다.

둘째, 구체적인 모형추정을 위해 풍부한 자료가 필요로 한다. 우리가 사용한 자료의 구분은 고작 제조업과 비제조업, 대기업과 중소기업으로 나누었다. 그러나 풍부한 자료를 바탕으로 업종별·직종별·기업규모별 등에 속한 부문들(sectors)을 더욱 세부화시킴으로써 보다 구체적인 추정이 가능하다. 예컨대, 특정한 업종·직종·기업규모에서 이윤배분제도와 고용안정간의 관계가 보다 설득력을 가지는지를 확인할 수 있다.

마지막으로, 기업단위에 대한 이윤배분제도의 효과를 정확히 분석하기 위해 기업내부의 질적 변수(qualitative variables)가 필요하다. 해당 기업이 직면한 시장점유율과 시장형태 및 수량화하기는 어려운 기업의 경영스타일, 근로자의 근무태도 등 기업내부의 질적 변수들이 이론적 예측에 영향을 미칠 수 있다.

<부표 1> 전체표본에 대한 기타 변수의 추정결과

		負의 수요충격	正의 수요충격
UR의 경기변동	상수항	0.0239(1.80)	0.0023(0.170)
	$\Delta \ln(W)$	-0.1141(5.73)	-0.1065(5.38)
	$\Delta \ln(K)$	0.0806(3.93)	0.0889(4.38)
	$\Delta(PS)_{t-1}$	-0.1843(1.46)	-0.0109(0.52)
GDP의 경기변동	상수항	0.0272(1.98)	0.0080(0.61)
	$\Delta \ln(W)$	-0.1121(5.64)	-0.1106(5.52)
	$\Delta \ln(K)$	0.0784(3.81)	0.0821(3.98)
	$\Delta(PS)_{t-1}$	-0.0123(0.55)	-0.0255(1.07)

주: 괄호 안은 t-값의 절대치를 나타냄.

<부표 2> 업종별에 대한 기타 변수의 추정결과

		負의 수요충격		正의 수요충격	
		제조업	비제조업	제조업	비제조업
UR의 경기변동	상수항	0.0259(2.12)	0.0074(0.30)	-0.0015(0.12)	0.0150(0.57)
	$\Delta \ln(W)$	-0.1143(5.35)	-0.1154(2.32)	-0.1104(5.24)	-0.1257(2.54)
	$\Delta \ln(K)$	0.0671(3.32)	0.1827(2.94)	0.0775(3.88)	0.1694(2.84)
	$\Delta(PS)_{t-1}$	-0.1052(1.46)	-0.3093(0.89)	-0.0151(0.67)	0.0012(0.02)
GDP의 경기변동	상수항	0.0329(2.57)	-0.0015(0.05)	0.0061(0.51)	0.0071(0.29)
	$\Delta \ln(W)$	-0.1157(5.44)	-0.1013(2.22)	-0.1119(5.17)	-0.1088(2.33)
	$\Delta \ln(K)$	0.0652(3.22)	0.1852(2.99)	0.0694(3.38)	0.1774(2.90)
	$\Delta(PS)_{t-1}$	-0.0113(0.47)	0.0054(0.10)	-0.0247(0.95)	-0.0387(0.66)

주: 괄호 안은 t-값의 절대치를 나타냄.

<부표 3> 기업규모별에 대한 기타변수의 추정결과

		負의 수요충격		正의 수요충격	
		대기업	중소기업	대기업	중소기업
UR의 경기변동	상수항	0.0398(2.67)	0.0102(0.57)	0.0170(1.10)	-0.0092(0.54)
	$\Delta \ln(W)$	-0.1862(5.89)	-0.0823(2.29)	-0.1808(5.76)	-0.0772(2.74)
	$\Delta \ln(K)$	0.0848(3.80)	0.0889(2.06)	0.0967(4.35)	0.0954(2.24)
	$\Delta(PS)_{t-1}$	-0.0841(1.11)	-0.1511(0.28)	-0.0240(1.05)	0.0268(0.60)
GDP의 경기변동	상수항	0.0454(2.93)	-0.0076(0.40)	0.0204(1.38)	-0.0019(0.11)
	$\Delta \ln(W)$	-0.1857(5.89)	-0.0788(2.81)	-0.1847(5.83)	-0.0749(2.65)
	$\Delta \ln(K)$	0.0826(3.68)	0.0939(2.15)	0.0834(3.71)	0.1010(2.34)
	$\Delta(PS)_{t-1}$	-0.0212(0.85)	0.0321(0.66)	-0.0355(1.34)	0.0212(0.44)

주: 괄호 안은 t-값의 절대치를 나타냄.

參 考 文 獻

- 김재원, 『한국의 임금구조와 임금정책』, 한양대학교 출판부, 1994.
- 남성일, 『성과배분제도의 문제점과 개선방안』, 『임금연구』, 한국경영자총협회 임금연구센터, 1993.
- 한광호·남성일, 『이윤배분제도와 생산성: 한국의 기업단위를 이용한 실증분석』, 『경제학연구』, 제42집 제3호, 한국경제학회, 1995.
- Blinder, A., *Paying for Productivity: A Look at the Evidence*, The Brookings Institutions, 1990.
- Bradly, K. and S. Estrin, "Profit Sharing in the British Retail Trade Sector: The Relative Performance of the John Lewis Partnership", *Journal of Industrial Economics*, XL, 1992.
- Chelius, J. and R. Smith, "Profit-sharing and Employment Stability", *Industrial and Labor Relations*, 43, 1990.
- Estrin, S., P. Grout and S. Wadhvani, "Profit-sharing and Employee Share Ownership", *Economic Policy*, 1987.
- Estrin, S. and N. Wilson, "The Microeconomic Effects of Profit Sharing: The British Experience", *Discussion Paper 247*, Centre for Labour Economics, London School of Economics, 1987.
- Gorden, D., "What Is New-Keynesian Economics?", *Journal of Economic Literature*, 28, 1990.
- Jones, C. and J. Pliskin, "British Evidence on the Employment Effects of Profit Sharing", *Industrial Relations*, 28, 1989.
- Kruse, D., "Profit-sharing and Employment Variability: Microeconomic Evidence on the Weitzman Theory", *Industrial and Labor Relations Review*, 44, 1991.
- Levine, D., "Efficiency Wages in Weitzman's Share Economy", *Industrial Relations*, 28, 1989.
- Nordhaus, W., "Can the Share Economy Conquer Stagflation?", *Quarterly*

Journal of Economics, 103, 1988.

Summers, L., "Notes on the Share Economy", *Unpublished Paper*, Harvard University, 1986.

Taylor, E., "Small Sample Considerations in Estimation from Panel Data", *Journal of Econometrics*, 13, 1980.

Wadhvani, S. and M. Wall, "The Effects of Profit-sharing on Employment, Wages, Stock Returns and Productivity: Evidence from UK Micro-Data", *Economic Journal*, 100, 1990.

Weitzman, M., "Some Macroeconomic Implications of Alternative Compensation System", *Economic Journal*, 93, 1983.

_____, *The Share Economy*, Cambridge Massachusettes, Harvard University Press, 1984.

_____, "The Simple Macroeconomics of Profit-sharing", *American Economic Review*, 75, 1985.

_____, "Macroeconomic Implications of Profit-sharing", *NBER Macroeconomic Annual*, Cambridge, Mass: MIT Press, 1986.

_____, "Comment on 'Can the Share Economy Conquer Stagflation?'", *Quarterly Journal of Economics*, 103, 1988.